

# 成人女性の食行動・食意識の規定要因に関する考察

誌名	食農資源経済論集
ISSN	03888363
著者名	谷口,桃子 石田,章
発行元	食農資源経済学会
巻/号	69巻2号
掲載ページ	p. 25-35
発行年月	2018年10月

農林水産省 農林水産技術会議事務局筑波産学連携支援センター  
Tsukuba Business-Academia Cooperation Support Center, Agriculture, Forestry and Fisheries Research Council  
Secretariat



# 成人女性の食行動・食意識の規定要因に関する考察

Eating Behavior and Dietary Awareness of Female Adults

谷口 桃子\*・石田 章\*\*

Momoko TANIGUCHI Akira ISHIDA

## 1. はじめに

一般的に女性よりも男性の方が食生活は乱れ気味であり、こうした状況を改善すべく『第2次食育推進基本計画』（平成23年に策定）では今後取り組むべき施策として「男性に対する食育推進」が挙げられている。しかし、『平成28年国民健康・栄養調査報告』において、女性の野菜摂取量の低下や朝食欠食率の増加、やせの者の割合の増加、若年層における食育関心度の低下傾向が指摘されているように、女性でも食生活の乱れや食意識の低下などの食生活にかかわる問題が顕在化してきた<sup>1)</sup>。女性は、結婚・妊娠・出産・育児といったライフイベントを迎えるごとに生活面とくに食生活の面で変化が大きいと推察される。家庭内における食事提供は女性が担っている場合が多く、とくに子どものいる家庭では母親がその家庭の調理を主として担当していること（後藤・鈴木ら, 2006；中津井・長坂, 2016）、調理担当者の食意識・食教育態度・健康意識が高いほど小学生の食生活・生活習慣は良好であること（森脇・小田ら, 2006）、幼少期の食生活は養育者の食生活に依存的であること（伊東・竹内ら, 2007）、子どもの食行動・食意識は母親から受ける影響が大きいことが指摘されている。このことから、女性の食行動・食意識は自身の健康のみならず、家族とくに子どもの健康にも強く影響を及ぼすと察せられる。

しかし、女性の食行動に関する先行研究の多くは朝食欠食のような食生活の乱れ、やせ志向に起因する減量行動の問題、摂食障害のような食行動異常などを取り扱っており、さらに分析対象者も大学生のような若年女性がほとんどであり、中年層も含めた成人女性を対象とした食行動・食意識の規定要因に関する研究は極めて限られている。したがって本稿では、内閣府が実施した大規模標本調査の個票データを用いて、20歳から59歳の成人女性を対象に食行動・食意識の規定要因について検討することを目的とする。

## 2. 使用するデータと分析方法

### (1) 使用するデータ

本稿では、内閣府が2014年11月28日から12月15日まで実施した「食育に関する意識調査, 2014」の個票データ<sup>2)</sup>を用いる。調査対象者は、層化2段無作為抽出法によって選ばれた満20歳以上の3,000人（調査地域は全国210の市区町村）であり、有効回答者数は1,824人（男性837人と女性987人、有効回収率は60.8%）であった。調査は一定の訓練を受けたインタビューによる個別面接聴取方式によ

\*鳥取県琴浦町役場（元神戸大学大学院農学研究科）

\*\*神戸大学大学院農学研究科

Key Words：食行動，食意識，成人女性

て行われ、回答者本人あるいは回答者の世帯に関する基本属性（性別、年齢、同居人数、暮らしのゆとりなど）、食育への関心度、現在の食生活・生活習慣、子ども時代の調理体験、家族との共食等に関する質問項目が設定されている<sup>3)</sup>。回答のあった1,824人のうち、分析に用いる変数の全データが得られた20歳から59歳の成人女性542人の個票データを用いて議論を展開していく。

## (2) 分析方法

本稿では、現在の食生活に関する6つの質問、①「朝食摂取頻度」（ほとんど毎日食べる＝4、週に4～5日食べる＝3、週に2～3日食べる＝2、ほとんど食べない＝1）、②「主食・主菜・副菜を揃えて食べる頻度」（ほぼ毎日＝4、週に4～5日＝3、週に2～3日＝2、ほとんどない＝1）、③「健全な食生活の実践への心掛け」（常に心掛けている＝4、心掛けている＝3、あまり心掛けていない＝2、全く心掛けていない＝1）、④「食育に対する関心」（関心がある＝4、どちらかといえば関心がある＝3、どちらかといえば関心がない＝2、関心がない＝1）、⑤「現在の調理頻度」（毎日＝7、週に5～6日＝6、週に3～4日＝5、週に1～2日＝4、月に数日＝3、年に数日＝2、ほとんどない＝1）、⑥「調理の楽しさ」（とても楽しい＝4、まあまあ楽しい＝3、あまり楽しくない＝2、全く楽しくない＝1、調理する機会がない＝0）を従属変数として、順序ロジットモデルを用いて分析を行う。

独立変数には、「年齢ダミー（基準は「20歳代」）の「30歳代」、「40歳代」、「50歳代」、「暮らし向きダミー（基準は「ゆとりがない」）の「ゆとりがある」と「どちらともいえない」、「家族構成ダミー（基準は「単身未婚」）」（詳細は後述）、「子ども時代の調理経験」（いつもしていた＝5、たいていしていた＝4、時々していた＝3、ほとんどしていなかった＝2、全くしなかった＝1）の4つの変数を用いる。「年齢ダミー」については、朝食欠食率の高さや野菜摂取量の少なさ、やせの割合の増加など若い世代ほど食生活が乱れる傾向にある（厚生労働省, 2016）と指摘されていることから、年齢があがるほど限界効果はより大きくなると仮定する。世帯所得の代理変数として用いる「暮らし向きダミー」については、低所得世帯ほど野菜・肉類の摂取量が少ない（厚生労働省, 2014）など栄養摂取面での問題点が指摘されていることや、主観的暮らし向きは食行動との関連性がある（林・武見ら, 2015）ことを踏まえて、暮らし向きが良い場合に係数・限界効果は有意に正值をとると仮定する。「家族構成ダミー」については、婚姻状況が成人の食行動に影響を与える（有宗・石田ら, 2012）、乳幼児と同居している母親は食育関心度が高い（谷口・石田, 2017）という指摘を踏まえて、婚姻状況、同居家族や子どもの有無といった家族構成の違いが食行動に与える影響を捉えるために用いる。

なお「家族構成ダミー」については、分析対象者を同居家族の有無、婚姻状況、同居中の子どもの有無によって分類し、家族構成に関する変数を作成して計測に用いる（回答者自身の子どものみを「子ども」と定義し、同居中の孫や兄弟姉妹の子どもはその他家族として扱った）。まず、同居家族の有無（単身/家族と同居）、婚姻状況（未婚/既婚）、子どもとの同居状況（子どもあり/子どもなし）の3つの条件によって、「単身未婚（同居者なし・未婚）」、「同居未婚子どもなし（家族と同居・未婚・子どもなし）」、「同居未婚子どもあり（家族と同居・未婚・子どもあり）」、「単身既婚（同居者なし・既婚）」、「同居既婚子どもなし（家族と同居・既婚・子どもなし）」、「同居既婚子どもあり（家族と同居・既婚・子どもあり）」の6グループに分類する<sup>4)</sup>。さらに「同居既婚子どもあり」に分類された者を同居している子どもの学齢によって、「同居既婚子どもあり・その他（同居している子どもは中学生～18歳未満で乳幼児と小学生の子どもはいない）」、「同居既婚子どもあり・乳幼児（乳幼児と同居、小学生とは同居せず）」、「同居既婚子どもあり・小学生（小学生と同居、乳幼児とは同居せず）」、「同居既婚子どもあり・乳幼児＋小学生（乳幼児・小学生の両方と同居）」の4グループに分類した。よって「家族構成ダミー」は、「単

表1 「家族構成ダミー」概要

	婚姻状況	同居家族		同居子どもの学齢 <sup>1)</sup>			子ども以外の同居家族		
		の有無	子どもの有無	乳幼児	小学生	その他 <sup>2)</sup>	父母	祖父母	兄弟
1 単身未婚	未	×	×	—	—	—	×	×	×
2 同居未婚子どもなし	未	○	×	—	—	—	○/×	○/×	○/×
3 同居未婚子どもあり	未	○	○	—	—	—	○/×	○/×	○/×
4 単身既婚	既	×	×	—	—	—	×	×	×
5 同居既婚子どもなし	既	○	×	—	—	—	○/×	○/×	○/×
同居既婚子どもあり									
6 その他 <sup>2)</sup>	既	○	○	×	×	○	○/×	○/×	○/×
7 乳幼児	既	○	○	○	×	○/×	○/×	○/×	○/×
8 小学生	既	○	○	×	○	○/×	○/×	○/×	○/×
9 乳幼児+小学生	既	○	○	○	○	○/×	○/×	×	○/×

資料：内閣府「食育に関する意識調査，2014」の調査票を参考に作成した。

注1）同居している子どもの学齢は、「既婚同居子どもあり（6～9）」のみで用いる。

2）乳幼児と小学生以外の、中学生～18歳未満の子ども。

身未婚」（基準）、「同居未婚子どもなし」，「同居未婚子どもあり」，「単身既婚」，「同居既婚子どもなし」，「同居既婚子どもあり・その他<sup>5)</sup>」，「同居既婚子どもあり・乳幼児」，「同居既婚子どもあり・小学生」，「同居既婚子どもあり・乳幼児+小学生」を用いる（表1）。

「子ども時代の調理経験」については，過去の食事体験が現在の食生活に影響する（小林，2003）という指摘を踏まえ，子ども時代の調理経験が現在の食行動・食意識にどのような影響を与えるかを検討するために用いる。

### 3. 分析結果と考察

#### (1) 分析結果

表2に，各食行動・食意識の規定要因に関する順序ロジットモデルの計測結果を示した。いずれの計測式においても，「すべての係数が0である」という帰無仮説は1%の有意水準で棄却された（自由度14のカイ二乗分布に従う検定統計量は52.33から295.38）。さらに分散拡大係数（variance inflation factor）の平均値は3.62であり，独立変数間に強い相関関係は認められなかった。さらに，いずれの計測式においても「任意の2つの閾値は等しい」という帰無仮説は1%の有意水準で棄却されたことから，概ね良好な計測結果が得られたといえる。そこで以下では，この計測結果を用いて6つの食行動・食意識の規定要因についてそれぞれ検討していく。

#### 1) 朝食摂取頻度

議論の取りかかりとして，「朝食摂取頻度」の計測結果からみていく。「朝食摂取頻度」についての質問—「あなたはふだん朝食を食べますか」—の回答割合は，「ほとんど毎日」が82.5%（447人），「週に4～5日食べる」が5.4%（29人），「週に2～3日食べる」が4.6%（25人），「ほとんど食べない」が7.6%（41人）であった。順序ロジットモデルによる分析に用いた説明変数のうち，1%または5%水準で係数が有意に正值であったのは「年齢ダミー」の「50歳代」，「暮らし向きダミー」の「ゆとりがある」，「家族構成ダミー」の「同居未婚子どもなし」，「同居既婚子どもなし」，「同居既婚子どもあり・その他」，「同居既婚子どもあり・乳幼児」，「同居既婚子どもあり・小学生」，「同居既婚子どもあり・乳幼児+小学生」であった。

平均限界効果（average marginal effect）の計測結果を踏まえると，朝食を「ほとんど毎日」摂取する確率は，20歳代と比較して50歳代の女性では24.7%，暮らし向きにゆとりがある女性はゆとりがない女

表2 成人女性の食行動の規定要因に関する計測結果（順序ロジットモデル）

	朝食摂取頻度			主食・主菜・副菜を揃えて食べる頻度			健全な食生活の実践の心掛け			食育に対する関心			現在の調理頻度			調理の楽しさ			平均値	標準偏差		
	限界効果 <sup>5)</sup>	係数	z値 <sup>4)</sup>	限界効果 <sup>5)</sup>	係数	z値 <sup>4)</sup>	限界効果 <sup>5)</sup>	係数	z値 <sup>4)</sup>	限界効果 <sup>5)</sup>	係数	z値 <sup>4)</sup>	限界効果 <sup>5)</sup>	係数	z値 <sup>4)</sup>	限界効果 <sup>5)</sup>	係数	z値 <sup>4)</sup>				
年齢ダミー（基準は「20歳代」）																						
30歳代	0.074	0.417	1.044	0.032	0.138	0.412	0.117	0.814	2.393 *	0.081	0.406	1.273	0.104	0.601	1.854	0.032	0.177	0.518	0.238	0.426		
40歳代	0.109	0.642	1.579	0.167	0.731	2.161 *	0.160	1.044	3.130 **	0.113	0.556	1.759	0.146	0.866	2.557 *	-0.027	-0.160	-0.465	0.323	0.468		
50歳代	0.247	1.999	4.328 **	0.182	0.798	2.287 *	0.188	1.190	3.442 **	0.129	0.628	1.905	0.298	2.042	5.504 **	-0.079	-0.505	-1.420	0.315	0.465		
現在の暮らし向き（基準は「ゆとりがない」）																						
どちらともいえない	0.048	0.323	1.044	0.058	0.254	1.093	-0.011	-0.066	-0.280	-0.007	-0.336	-1.498	-0.011	-0.085	-0.291	0.100	0.677	2.197 **	0.373	0.484		
ゆとりがある	0.119	0.932	2.770 **	0.124	0.553	2.317 *	0.131	0.686	2.935 **	0.046	0.214	0.938	-0.026	-0.203	-0.687	0.107	0.715	3.063 **	0.413	0.493		
家族構成ダミー（基準は「未婚単身者」）																						
同居未婚子どもなし	0.308	1.603	2.796 **	0.248	1.112	2.054 *	0.064	0.431	0.790	0.028	0.148	0.294	-0.212	-1.218	-2.496 *	-0.255	-1.495	-2.587 *	0.186	0.390		
同居未婚子どもあり	0.251	1.244	1.927	0.245	1.100	1.180	-0.006	-0.047	-0.077	-0.029	-0.164	-0.296	0.177	0.818	1.421	-0.205	-1.110	-1.769	0.061	0.239		
単身既婚	-0.169	-0.828	-0.609	-0.058	-0.311	-0.264	-0.004	-0.032	-0.028	0.380	1.707	1.297	0.102	0.476	0.372	-0.306	-2.014	-1.807	0.006	0.074		
同居既婚子どもなし	0.230	1.129	2.015 *	0.298	1.331	2.484 *	0.113	0.709	1.290	0.076	0.377	0.752	0.290	1.358	2.726 **	-0.089	-0.432	-0.757	0.188	0.391		
同居既婚子どもあり・その他 <sup>1)</sup>	0.331	1.766	2.988 **	0.299	1.336	2.475 *	0.142	0.862	1.565	0.139	0.663	1.332	0.448	2.318	4.280 **	-0.062	-0.297	-0.521	0.234	0.424		
同居既婚子どもあり・乳幼児	0.456	3.207	4.359 **	0.364	1.633	2.842 **	0.171	1.006	1.732	0.120	0.580	1.090	0.531	3.147	5.022 **	-0.187	-0.988	-1.660	0.101	0.302		
同居既婚子どもあり・小学生	0.405	2.433	3.808 **	0.361	1.620	2.880 **	0.133	0.817	1.431	0.155	0.736	1.417	0.435	2.221	4.105 **	-0.213	-1.167	-1.986 *	0.131	0.338		
同居既婚子どもあり・乳幼児+小学生	0.443	2.960	3.727 **	0.330	1.475	2.470 *	0.104	0.661	1.079	0.133	0.638	1.122	0.446	2.299	3.753 **	-0.253	-1.480	-2.371 *	0.063	0.243		
子ども時代の調理体験 <sup>2)</sup>	0.002	0.016	0.141	0.072	0.328	3.926 **	0.059	0.325	4.093 **	0.086	0.403	5.048 **	0.031	0.243	2.427 *	0.083	0.510	6.229 **	3.146	1.089		
閾値1 <sup>3)</sup>	0.431			0.518			-1.402			-0.806			-1.716				-2.321					
閾値2 <sup>3)</sup>	1.021			1.801			1.242			0.835			-1.409				-2.140					
閾値3 <sup>3)</sup>	1.505			2.781			3.939			2.884			-0.822				-0.320					
閾値4 <sup>3)</sup>													0.640				2.447					
閾値5 <sup>3)</sup>													1.279									
閾値6 <sup>3)</sup>													2.232									
標本数	542			542			542			542			542			542						
対数尤度	-318.454			-566.244			-540.148			-607.757			-478.375			-574.765						
尤度比検定の検定統計量 <sup>4)</sup>	71.71~ $\chi^2$ (14)			52.33~ $\chi^2$ (14)			72.99~ $\chi^2$ (14)			56.13~ $\chi^2$ (14)			295.38~ $\chi^2$ (14)			81.57~ $\chi^2$ (14)						

注：1) 乳幼児と小学生以外の、中学生から18歳未満の子ども。  
 2) 子ども期の調理体験に関する質問「あなたは、子供のころに、家で家族と一緒に料理をしたことはあるか。」を使用した。回答の選択肢は、「いつもしていた=5」、「たいていしていた=4」、「時々していた=3」、「ほとんどしていなかった=2」、「全くしなかった=1」である。  
 3) 表中の閾値は、「朝食摂取頻度」と「主食・主菜・副菜を揃えて食べる頻度」に関しては閾値1（「ほとんど食べない」と「週に2〜3日食べる」の間の閾値）〜閾値3（「週に4〜5日食べる」と「ほとんど毎日食べる」の間の閾値）を、「健全な食生活の実践の心掛け」に関しては閾値1（「全く心掛けていない」と「あまり心掛けていない」の間の閾値）〜閾値3（「心掛けている」と「常に心掛けている」の間の閾値）を、「食育に対する関心」に関しては閾値1（「関心がない」と「どちらかといえば関心がない」の間の閾値）〜閾値3（「どちらかといえば関心がある」と「関心がある」の間の閾値）を、「現在の調理頻度」に関しては閾値1（「ほとんどない」と「年に数回」の間の閾値）〜閾値6（「週に5〜6日」と「毎日」の間の閾値）を、「調理の楽しさ」に関しては閾値1（「全く楽しくない」と「あまり楽しくない」の間の閾値）〜閾値3（「まあまあ楽しい」と「とても楽しい」の間の閾値）を、それぞれ示す。  
 4) 尤度比検定（帰無仮説：「すべての係数は0である」）の検定統計量  
 5) 平均限界効果（average marginal effect）  
 6) \*\*は1%水準、\*は5%水準でそれぞれ有意であることを示す。  
 資料：内閣府「食育に関する意識調査、2014」の調査データを用いて作成した。

性に比べて11.9%だけ高まることが明らかとなった。さらに家族構成別に比較すると、単身未婚の女性と比べて「同居未婚子どもなし」では30.8%、「同居既婚子どもなし」では23.0%、「同居既婚子どもあり・その他」では33.1%、「同居既婚子どもあり・乳幼児」では45.6%、「同居既婚子どもあり・小学生」では40.5%、「同居既婚子どもあり・乳幼児+小学生」では44.3%だけ高まると推定される。よって朝食を「ほとんど毎日」食べる確率は、乳幼児や小学生と同居している女性では40%以上も高まること、子どもと同居していなくてもその他家族と同居している場合には20~30%程度高まること、単身者は有意に低いことが明らかとなった。

これらの分析結果を踏まえると、朝食摂取頻度の高い女性は、①50歳代である、②暮らしにゆとりがある、③家族と同居している、④学齢が小さい子ども（乳幼児、小学生）と同居しているという傾向を有するといえる。

## 2) 主食・主菜・副菜を揃えて食べる頻度

「主食・主菜・副菜を揃えて食べる頻度」についての質問—「主食（ごはん、パン、麺など）・主菜（肉・魚・卵・大豆製品などを使ったメインの料理）・副菜（野菜・きのこ・いも・海藻などを使った小鉢・小皿の料理）を3つそろえて食べることが1日に2回以上あるのは、週に何日ありますか。」—の回答割合は、「ほぼ毎日」が59.6%（323人）、「週に4~5日」が19.0%（103人）、「週に2~3日」が13.8%（75人）、「ほとんどない」が7.6%（41人）であった。順序ロジットモデルによる分析に用いた説明変数のうち、1%または5%水準で係数が有意に正值であったのは、「年齢ダミー」の「40歳代」と「50歳代」、「暮らし向きダミー」の「ゆとりがある」、「家族構成ダミー」の「同居未婚子どもなし」、「同居既婚子どもなし」、「同居既婚子どもあり・その他」、「同居既婚子どもあり・乳幼児」、「同居既婚子どもあり・小学生」、「同居既婚子どもあり・乳幼児+小学生」、「子ども時代の調理経験」であった。

平均限界効果の計測結果から、主食・主菜・副菜を揃えて食べる頻度が「ほぼ毎日」である確率は、20歳代と比較して40歳代と50歳代の女性では各々16.7%と18.2%、暮らし向きにゆとりがある女性にゆとりがない女性に比べて12.4%だけ高まることが明らかとなった。さらに家族構成別に比較すると、単身未婚の女性と比べて「同居未婚子どもなし」では24.8%、「同居既婚子どもなし」では29.8%、「同居既婚子どもあり・その他」では29.9%、「同居既婚子どもあり・乳幼児」では36.4%、「同居既婚子どもあり・小学生」では36.1%、「同居既婚子どもあり・乳幼児+小学生」では33.0%だけ高まると推定される。よって、「ほぼ毎日」主食・主菜・副菜を揃えて食べる確率は、乳幼児や小学生と同居している女性では35%前後高まること、子どもと同居していなくてもその他家族と同居している場合には25~30%程度高まること、単身者は有意に低いことが明らかとなった。「子ども時代の調理経験」の平均限界効果は7.2%であった。

これらの結果を踏まえると、主食・主菜・副菜を揃えて食べる頻度が高い女性は、①40歳代・50歳代である、②暮らしにゆとりがある、③家族と同居している、④学齢が小さい子ども（乳幼児、小学生）と同居している、⑤子ども時代により豊富な調理経験がある、という傾向を有するといえる。

## 3) 健全な食生活の実践への心掛け

「健全な食生活の実践への心掛け」についての質問—「あなたは、日頃から、健全な食生活を実践することを心掛けていますか。」—の回答割合は、「常に心掛けている」が27.9%（151人）、「心掛けている」が53.5%（290人）、「あまり心掛けていない」が17.0%（91人）、「全く心掛けていない」が1.9%（10人）となっている。順序ロジットモデルによる分析に用いた説明変数のうち、1%または5%水準で係数が有意に正值を示したのは、「年齢ダミー」の「30歳代」、「40歳代」、「50歳代」、「暮らし向きダミー」

の「ゆとりがある」, 「子ども時代の調理経験」であった。

平均限界効果の計測結果から, 健全な食生活の実践を「常に心掛けている」確率は, 20歳代の女性に比べて30歳代では11.7%, 40歳代では16.0%, 50歳代では18.8%だけ高まると推定される。また, 暮らし向きにゆとりがある女性や子ども時代により豊富な調理体験がある女性は各々13.1%と5.9%だけ健全な食生活を日頃から実践している確率が高まることが明らかとなった。

これらの分析結果より, 健全な食生活の実践を心掛けている女性は, ①年齢層が高い, ②暮らしにゆとりがある, ③子ども時代により豊富な調理経験がある, という傾向を有するといえる。上記1)や2)とは異なり, 「家族構成ダミー」はいずれも有意ではなかった。

#### 4) 食育に対する関心

「食育に対する関心」についての質問—「あなたは, 「食育」に関心がありますか」—の回答割合は, 「関心がある」が36.5% (198人), 「どちらかといえば関心がある」が42.8% (232人), 「どちらかといえば関心がない」が15.5% (84人), 「関心がない」が5.2% (28人)であった。順序ロジットモデルによる分析に用いた説明変数のうち, 1%水準で係数が有意に正値を示したのは「子ども時代の調理経験」のみであった(平均限界効果は8.6%)。よって, 食育に対する関心が高い女性は子ども時代により豊富な調理経験を有すると考えられる。

#### 5) 現在の調理頻度

「調理頻度」についての質問—「あなたは, 自分で調理し食事をつくる機会がどのくらいありますか」—の回答割合は, 「毎日」が67.2% (364人), 「週に5~6日」が10.5% (57人), 「週に3~4日」が5.4% (29人), 「週に1~2日」が9.2% (50人), 「月に数日」が2.6% (14人), 「年に数日」が1.1% (6人), 「ほとんどない」が4.0% (22人)となっている。順序ロジットモデルによる分析に用いた説明変数のうち, 1%あるいは5%水準で係数が有意に正値を示したのは「年齢ダミー」の「40歳代」と「50歳代」, 「家族構成ダミー」の「同居既婚子どもなし」, 「同居既婚子どもあり・その他」, 「同居既婚子どもあり・乳幼児」, 「同居既婚子どもあり・小学生」, 「同居既婚子どもあり・乳幼児+小学生」, 「子ども時代の調理経験」であり, 係数が有意に負値を示したものは「家族構成ダミー」の「同居未婚子どもなし」であった。平均限界効果の計測結果より, 毎日調理を行う確率は, 40歳代と50歳代の女性では各々14.6%と29.8%だけ高まると推測される。さらに家族構成別に比較すると, 単身未婚の女性と比べて「同居既婚子どもなし」では29.0%, 「同居既婚子どもあり・その他」では44.8%, 「同居既婚子どもあり・乳幼児」では53.1%, 「同居既婚子どもあり・小学生」では43.5%, 「同居既婚子どもあり・乳幼児+小学生」では44.6%だけ高まる一方, 「同居未婚子どもなし」では21.2%だけ低くなると推定される。子どもがいる場合には学齢に関係なく毎日調理を行う頻度が40%以上も高まるといえる。また子ども時代の調理体験がより豊富な女性は3.1%だけ毎日調理を行っている確率が高くなるという推定結果が得られた。

よって, 調理頻度が高い女性は, ①年齢層が高い, ②子どもと同居している, ④子ども時代により豊富な調理経験がある, という傾向を有することが明らかになった。また, 単身者や単身者以上に未婚で家族と同居しており子どもがいない者は調理頻度が低い傾向にあることが明らかになった。

#### (6) 調理の楽しさ

「調理の楽しさ」についての質問—「あなたは, 自分で調理し食事をつくることは楽しいですか」—の回答割合は, 「とても楽しい」が23.8% (129人), 「まあまあ楽しい」が54.8% (297人), 「あまり楽しくない」が16.6% (90人), 「全く楽しくない」が0.7% (4人), 「調理をする機会がない」が4.1% (22

人)であった。順序ロジットモデルによる分析に用いた説明変数のうち、1%あるいは5%水準で係数が有意に正値を示したのは、「暮らし向きダミー」の「ゆとりがある」と「どちらともいえない」、「子ども時代の調理経験」であり、係数が有意に負値を示したものは「家族構成ダミー」の「同居未婚子どもなし」、「同居既婚子どもあり・小学生」、「同居既婚子どもあり・乳幼児＋小学生」であった。平均限界効果の計測結果より、暮らし向きに「ゆとりがない」女性に比べて「どちらでもない」あるいは「ゆとりがある」女性は、調理が「とても楽しい」と回答する確率が各々10.0%と10.7%だけ高いという結果が得られた。家族構成に着目すると、単身未婚女性と比較して、「同居未婚子どもなし」、「同居既婚子どもあり・小学生」、「同居既婚子どもあり・乳幼児＋小学生」の女性は調理が「とても楽しい」確率が各々25.5%、21.3%、25.3%だけ低くなることが明らかとなった。子ども時代により豊富な調理体験を有する女性は、8.3%だけ調理が「とても楽しい」と回答する確率が高かった。

よって、調理が楽しいと感じている女性は、①暮らしにゆとりがある、②子ども時代に調理の経験がある、という傾向を有することが明らかになった。さらに単身未婚女性と比較して、未婚で家族と同居している子どもがいない女性、乳幼児や小学生と同居している女性は調理が楽しくないと思う傾向にあり、とくに乳幼児と小学生の両方と同居している女性は調理が楽しくないと強く感じていることが示唆された。

## (2) 考察

本稿では、20歳～59歳までの成人女性を対象に食行動・食意識の規定要因について検討した。順序ロジットモデルを用いた分析の結果、食意識が高く良好な食生活を実践している女性は概して、年齢層が高く、暮らし向きにゆとりがあり、学齢の小さい子どもやその他の家族と同居しており、子ども時代に調理の経験がある、という傾向を示すことが明らかとなった。

『平成28年国民健康・栄養調査報告』によると、成人女性全体の朝食欠食率が10.7%であるのに対して20歳代は23.1%、30歳代は19.5%と高値を示すことから、若年世代ほど朝食欠食率は高いと推計されている(厚生労働省, 2016)。本稿の分析においても、若年世代ほど朝食摂取頻度が低いという同様の傾向が得られた。また、子どもと同居している者ほど朝食摂取頻度が高い傾向がみられたが、「中学生以上の子どもと同居している者」は「単身未婚」よりも摂取頻度は高いものの、最も朝食の摂取頻度が高い「乳幼児と同居している者」と比較するとやや低い傾向が確認された。保護者が欠食している家庭では児童の朝食欠食率が高く(水津・穴井ら, 2006)、朝食欠食の開始時期が高校を卒業した頃からが18.4%、20歳代からが25.0%と高い一方で、小学生の頃からが6.3%、中学生の頃からが8.6%存在する(農林水産省, 2017)という指摘を踏まえると、子どもの朝食摂取頻度の向上のためにも、小学生、中学生と子どもの学齢が上昇してからも、子どもと併せて母親においてもさらなる朝食摂取頻度の向上が必要であろう。

「主食・主菜・副菜を揃えて食べる頻度」が高い者は、朝食摂取頻度と同様に、年齢が高く、暮らしにゆとりがあり、子どもと同居しているという傾向がみられた。複数の先行研究によって、低所得世帯ほど野菜・肉類の摂取量が少ない(厚生労働省, 2014)あるいは栄養バランスが乱れている(牧野・石田, 近刊予定)、主観的暮らし向きは食行動との関連性が認められる(林・武見ら, 2015)と指摘されている。暮らしのゆとりが「主食・主菜・副菜を揃えて食べる頻度」と関連するという本稿の分析結果は、こうした先行研究の指摘とも整合的である。また『平成29年食育に関する意識調査報告書』において、栄養に配慮した食事の摂取頻度を増やすために必要なこととして「食費に余裕があること」(＝経済的に余裕があること)以外に「時間があること」が挙げられている。さらに、母子世帯の母親の食生活が乱れる



背景として、低所得であること以外に厳しい時間的制約が指摘されている(石田ら, 2015; 久保・石田, 2017)。よって今後暮らし向きと食行動との関連性を検討する際に、経済的側面のみならず時間的制約あるいは「時間貧困」(石井・浦川, 2014)も考慮した分析が必要であろう<sup>6)</sup>。

「現在の調理頻度」については、単身未婚女性と比較して既婚女性は調理頻度が高く、そのなかでも乳幼児や小学生と同居している女性の調理頻度が高いという結果が得られた。このことから、単身未婚女性は外食・中食の頻度が高い一方で、既婚女性や小さい子どもと同居している女性は家庭で主として調理を担当していると推察される。こうした分析結果は、家庭における子どもの食事の担い手のほとんどが「母親」である(中津井・長坂, 2016)という指摘とも整合的であろう。また家族構成別に着目したときに、「単身未婚」と比較して「同居未婚子どもなし」で調理頻度が低い傾向が認められた。この理由として、調査対象者の母親など同居中の家族がその世帯の調理を担っているために対象者自身が調理をせずとも食事が用意されている状況が想定される。

「調理が楽しい」と回答した女性は、暮らしにゆとりがあり、子ども時代により豊富な調理経験を有することが明らかとなった。さらに、家族構成別にみると「単身未婚」と比較して、「同居未婚子どもなし」、「同居既婚子どもあり」で調理が楽しくないと思う傾向がみられた。「単身未婚」よりも「同居未婚子どもなし」で「調理の楽しさ」が低い理由としては、「現在の調理頻度」と同様に、同居家族の調理担当者が存在し、自ら調理する機会が少ないため調理に楽しさを見いだせていない可能性が考えられる。また「同居既婚子どもあり」に着目すると、既婚かつ子どもと同居している女性の中でもとくに乳幼児と小学生の両方と同居している女性は調理が楽しくないと回答する比率が有意に高かった。未就学児や小学生など年齢・学齢が異なる子どもが複数いる家庭では、調理担当者は子どもの好き嫌いのみならず子どもによって食事内容を変えるなど調理を工夫したり、乳幼児には離乳食を与えたりと、子どもの年齢・学齢に合わせた食事づくりが求められる。幼稚園児の食の担い手の36.3%が食事作りに対する負担感を訴えている(後藤・鈴木ら, 2006)、食事をつくっても子どもが食べてくれないという悩みが食事作りのつらさ感につながる(寺田, 2014)という指摘も勘案すると、さまざまな年齢の小学生以下の子どもがいる家庭では、調理担当者の負担は相当大きいと察せられる。加えて、同居者数が多いほど調理時間が増加する傾向にあり、家族の嗜好の違いを考慮した料理を作ることは調理者が最も配慮・工夫する点である(瀬戸・塩谷ら, 2007)といった指摘も踏まえると、同居人数が多く、さまざまな学齢の子どもをもつ家で調理が負担になりやすいため、調理が楽しくないという認識になると考えられる<sup>7)</sup>。

本稿で使用した従属変数のうち「朝食摂取頻度」を除く、「主食・主菜・副菜を揃えて食べる頻度」、「健全な食生活の実践の心掛け」、「食育に対する関心」、「現在の調理頻度」、「調理の楽しさ」は、「子ども時代の調理経験」と有意に正の関連があることが示された。これは、過去の食事体験が現在の食生活に影響する(小林, 2003)という指摘とも整合的である。また、『第2次食育推進基本計画』に、「家庭が子どもへの食育の基礎を形成する場であり、日常生活の基盤である家庭において、子どもへの食育を確実に推進していくことは重要な課題である」と示されており、家庭における食育が重要視されている。つまり、高い食意識を持って良好な食生活を実践している女性ほど子ども時代に調理の経験があることから、良好な食生活・食習慣の形成は子ども時代に行われる一つまり、子ども時代に受ける食育が成人後の食生活においても重要な鍵を握る一と推察される。子どもの頃からの積極的・主体的な調理との関わりが大学生になったときの調理頻度の高さと関係している(駒場・武美ら, 2015)、調理技術の取得源は主に家庭である(和泉・鈴木ら, 2012)といった指摘も踏まえると、子どもが家庭で調理をする機会を設けることが必要だと考えられる。さらに、家庭における子どもの食事の担い手は「母親」がほとん

どであり（後藤・鈴木ら, 2006; 中津井・長坂, 2016）、子どもの食行動・食意識は母親の食行動・食意識の影響を強く受ける（伊東・竹内ら, 2007; 水津・穴井ら, 2006; 森脇・小田ら, 2006）といった指摘を勘案すると、家庭において子どもへの食育の推進を効率的に実施するためにも、母親に対する食育の実施も必要であろう。

#### 4 おわりに

本稿では、内閣府「食育に関する意識調査, 2014」の個票データを用いて、成人女性の食行動・食意識の規定要因を明らかにすることを目的とした。順序ロジットモデルを用いた定量分析の結果、食意識が高く良好な食生活を実践している女性は概して、①年齢が高い、②暮らしにゆとりがある、③乳幼児や小学生といった学齢の小さい子どもと同居している、④子ども時代に豊富な調理経験がある、という特徴を有することが明らかになった。

既婚で子どもと同居している女性は単身未婚女性と比較して、調理頻度は高いものの調理の楽しさ感は低い傾向にあった。家族の嗜好の違いを考慮して食事をつくることや、子どもの学齢が小さいほど食事作りに工夫が必要であることなど、子どもがいる家庭では調理担当者の負担が大きいため、調理に楽しさを見いだせていない場合が多いことが推察される。家庭における主たる調理担当者の“調理は楽しくない”という意識が強くなると、食育に対して消極的になり家庭における食育が十分に実施されない可能性がある。子どもの食生活は母親の食生活から大きな影響を受けるという指摘に加えて、幼少期に受けた家庭における食育は成人後の食行動・食意識と関連するという指摘を勘案すると、このような傾向は次世代の健康を考える上でも非常に危険である。したがって、子どもをはじめとする家族たちや次世代の食を介した健康の増進や子どもへの食育推進を効率的に実施するためにも、主として調理を担当していることが多い母親に対する食育活動の強化が必要であろう。

#### 註

- 1) 『平成 28 年国民健康・栄養調査報告』によると、2006 年から 16 年の間に 20 歳以上の女性の野菜摂取量は 291.9g/日から 263.2g/日に減少し、やせの者（BMI 指数が 18.5kg/m<sup>2</sup>未満）の割合は 9.9% から 12.7%（年齢調整済み）に増加している。さらに同期間中に、朝食欠食率が 20 歳代では 22.5% から 23.1%，30 歳代では 13.9% から 19.5%，40 歳代では 11.0% から 14.9%，50 歳代では 7.7% から 11.8% に上昇しており、20 歳代とそれ以外の年齢層との差が縮まる傾向にある。
- 2) 本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「食育に関する意識調査, 2014（寄託者：農林水産省消費安全局消費者行政・食育課（寄託時は内閣府政策統括官（共生社会政策担当））」の個票データの提供を受けた。記して謝辞を表したい。なお、調査票および単純集計・クロス集計については <https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/chosa-hyo/1065c.html>（2018 年 1 月 19 日参照）から入手可能である。
- 3) 所得水準や教育水準に関する質問が設定されていなかったことから、経済・教育水準が与える影響については検討できなかった。今後の課題としたい。
- 4) 自身の子ども以外の家族（たとえば親）との同居が回答者の食行動に影響を及ぼす可能性は十分に想定できる。しかし、「父・母」や「祖父・祖母」がそれぞれ同じ選択肢にまとめられていることから、一般的に父や祖父よりも調理能力が高い母や祖母と同居しているかどうかは判断できなかった。また、子ども以外の家族との同居（とくに「父・母」や「祖父・祖母」との同居）が及ぼす影響に

についても検討を行ったが、未婚女性で子ども以外の家族と同居している場合を除くと有意な分析結果は得られなかった。そこで本稿では、おもに配偶者や子どもとの同居有無によって家族構成ダミーを作成した。子どもと同居している場合には家族と同居と判断することから、「同居未婚子どもあり」、「同居既婚子どもあり・その他」、「同居既婚子どもあり・乳幼児」、「同居既婚子どもあり・小学生」、「同居既婚子どもあり・乳幼児+小学生」では、「父・母」や「祖父・祖母」と同居している場合とそうでない場合の両方が含まれる。

また、孫との同居が回答者の食行動に及ぼす影響も検討する必要があるが、孫と同居中のケースは7人のみであった。こうした該当者数の少なさに加えて孫との同居による影響を除去することを意図して、この7人を除いて本稿の分析を行った。

- 5) 乳幼児と小学生以外の中学生以上18歳未満の子ども。
- 6) 石川・浦川(2014)は、ひとり親世帯および未就学児を抱える共働き世帯は「時間貧困」に陥る確率が高く、とくにひとり親世帯は「時間貧困」のみならず所得貧困にも陥る確率が高いと指摘している。
- 7) 石川・浦川(2004)の指摘を踏まえると、共働きあるいは主たる調理担当者である女性が就労しているかどうかは「時間貧困」を介して「調理の楽しさ」に影響を及ぼしている可能性がある。この点に関しては、今後実施予定である独自アンケート調査のデータを用いて検討したい。

## 引用文献

- [1] 有宗将太・石田章・松本寿子・横山繁樹「成人の朝食欠食を規定する要因」『農業生産技術管理学会誌』第19巻第2号, 2012年9月, pp. 47-55。
- [2] 後藤美代子・鈴木道子・佐藤玲子・鎌田久仁子・阿部由希「幼稚園児の食事の担い手の実態」『栄養学雑誌』第64巻第6号, 2006年12月, pp. 325-329。
- [3] 林芙美・武見ゆかり・村山伸子「成人における経済的要因と食に関する認知的要因, 食行動, および食のQOLとの関連」『栄養学雑誌』第73巻第2号, 2015年4月, pp. 51-61。
- [4] 石田章・吾郷早也佳・横山繁樹「母子世帯における子どもの食行動と母親の影響—とくに朝食欠食に着目して—」『食農資源経済論集』第66巻第2号, 2015年11月, pp. 27-43。
- [5] 石井加代子・浦川邦夫「生活時間を考慮した貧困分析」『三田商学研究』第57巻第4号, 2014年10月, pp. 97-121。
- [6] 伊東暁子・竹内美香・鈴木昌夫「幼少期の食事経験が青年期の食習慣および親子関係に及ぼす影響」『健康心理学研究』第20巻第1号, 2007年6月, pp. 21-31。
- [7] 和泉眞喜子・鈴木道子・千葉元子・角田由希・太田健児「女子大学生の食意識, 健康感, 調理実践等に及ぼす大学における食教育の影響」『日本食育学会誌』第6巻第1号, 2012年1月, p. 51-59。
- [8] 小林敬子「過去の食に関する環境および体験が現在および未来の食生活に及ぼす影響」『学校保健研究』第45巻第3号, 2003年8月, pp. 200-217。
- [9] 駒場千佳子・武美ゆかり・松田康子・吉岡有紀子・長谷川智子・高増雅子・小西史子「女子大学生の自己評価による「食事づくり力」と調理技能との関連」『日本調理科学会誌』第48巻第2号, 2015年4月, pp. 122-129。
- [10] 厚生労働省『第2次食育推進基本計画』<http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/eiyou04/> (2018年1月31日参照), 2011年4月。

- [11] 厚生労働省『平成 26 年国民健康・栄養調査報告』<http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/eiyou/h26-houkoku.html>（2018 年 1 月 31 日参照），2014 年。
- [12] 厚生労働省『平成 28 年国民健康・栄養調査報告』<http://www.mhlw.go.jp/bunya/kenkou/eiyou/h28-houkoku.html>（2018 年 1 月 31 日参照），2016 年。
- [13] 久保紀美・石田章「母子世帯の母親の食意識・食行動」『農業経済研究』第 88 巻第 2 号，2016 年 9 月，pp. 194-199。
- [14] 森脇弘子・小田光子・佐久間章子・寺岡千恵子・岸田典子「小学生の食生活・生活習慣に及ぼす調理担当者の意識」『栄養学雑誌』第 64 巻第 2 号，2006 年 4 月，pp. 87-96。
- [15] 中津井貴子・長坂祐二「保護者（料理の作り手）の就労状況が保護者や児童生徒の食生活に与える影響」『日本食育学会誌』第 10 巻第 3 号，2016 年 7 月，pp. 195-202。
- [16] 農林水産省『食育に関する意識調査報告書（平成 29 年 3 月）』<http://www.maff.go.jp/j/syokuiku/is-hiki/H29PDF.html>（2018 年 1 月 31 日参照），2017 年 3 月。
- [17] 瀬戸美江・塩谷知華・澤田崇子・藤本健四郎「世帯構成の違いが高齢者の食生活に及ぼす影響」『日本調理科学会誌』第 40 巻第 1 号，2007 年 2 月，pp. 15-21。
- [18] 谷口桃子・石田章「母親の食育関心度と食行動との関連性および食育関心度の規定要因に関する考察」『食農資源経済論集』第 68 巻第 2 号，2017 年 10 月，pp. 21-32。
- [19] 谷口桃子・石田章「女子中高生の摂食行動に関する考察：ダイエットのための食事制限とむちゃ食い行動に着目して」『農業市場研究』近刊予定。
- [20] 牧野このみ・石田章「貧困の世代間連鎖と食生活に関する考察—多母集団の同時分析による男女比較—」『農業市場研究』近刊予定。
- [21] 水津久美子・穴井恭子・中村さゆり・山本真弓「児童の食生活に関する実態と保護者の意識との関連について—児童の元気創造を目指して—」『山口県立大学生生活科学部研究報告』2006 年 3 月，pp. 29-40。
- [22] 寺田恭子「親が抱く「食事づくりのつらさ感」をサポートする地域の役割と課題—「1 歳 6 か月児健診時の子育て当事者調査」結果からの考察—」『日本家政学会誌』第 65 巻第 2 号，2014 年 2 月，pp. 64-72。

## Abstract

Our main objectives were to identify the background factors that affect eating behavior and perception of female adults by analyzing the individual data obtained from the Cabinet Office's "Survey of the Perceptions of Dietary Education, 2014." Our estimation results based on the ordered logit model clearly suggested that a female adult who fulfills the following conditions is more likely to have better perception regarding eating and adopt a favorable eating behavior: 1) being older, 2) being better off in life, 3) living with preschool and/or primary school child(ren), and 4) having abundant experience of cooking in her childhood. We also found that although a married female adult living with her child(ren) tends to cook more frequently, she is more likely to experience cooking as being burdensome and less likely to enjoy it. Considering the fact that she takes considerable responsibility for her family's diet, certain measures should be taken to lessen the burden of cooking for female adults with child(ren) and enlighten both female and male adults on importance of cooking for promoting healthy eating behavior.

（受理日 2018年6月29日）